

УДК 639.2.053.7

Оценка запасов и прогнозирование ОДУ восточно-камчатского минтая (*Theragra chalcogramma*) на основе предосторожного подхода

О.И. Ильин, Н.П. Сергеева, А.И. Варкентин

Камчатский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии
(КамчатНИРО, г. Петропавловск-Камчатский)
e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

Представлена схема оценки запасов и прогноза ОДУ восточно-камчатского минтая на основе предосторожного подхода к управлению промыслом.

Ключевые слова: оценка запасов, предосторожный подход, восточно-камчатский минтай.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время наиболее эффективным инструментом количественного анализа состояния запасов является математическое моделирование. Современная методология обоснования величины общего допустимого улова (ОДУ) — это методология предосторожного подхода к управлению промыслом [Бабаян, 2000]. Для такой важной в промысловом отношении единицы запаса, как восточно-камчатский минтай, необходимо выстроить прозрачную схему оценки состояния его запаса и стратегию достижения долговременных целей промысла и выводить запас на уровень высокой продуктивности с последующей эксплуатацией его на этом уровне.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Оценка запасов восточно-камчатского минтая производится с помощью модели «Синтез», разработанной и программно реализован-

ной в КамчатНИРО в 2002 г. Она относится к числу сравнительно простых статистических когортных моделей с сепарабельным представлением промысловой смертности и привлечением дополнительной информации. Позволяет получить детальное описание динамики возрастной структуры изучаемой популяции (запаса). Имеет сходства с такими общеизвестными моделями, как «CAGEAN» [Deriso et al, 1985; 1989], «ICA», «Stock Synthesis» [Methot, 1989; 1990] и др. [Doubleday, 1976; Fournier, Archibald, 1982; Pope, Shepherd, 1982]. Модель учитывает специфику рыбопромысловой статистики, для её использования требуется наиболее доступный набор данных — возрастной состав уловов, масса, мгновенные коэффициенты естественной смертности и доля половозрелых рыб в зависимости от возраста. Оценки неизвестных параметров находятся из условия минимума некоторой целевой функции.

Входными данными для модели являются:

1. Уловы по возрастным группам и годам промысла;
2. Масса особей по возрастам и годам промысла;
3. Доля половозрелых особей по возрастным группам и годам промысла;
4. Мгновенные коэффициенты естественной смертности по возрастам.

Кроме этого, возможно использование в качестве дополнительной информации следующих данных:

1. Количество промысловых усилий;
2. Данные по уловам на усилие;
3. Результаты экспедиционных исследований (ихтиопланктонных, траловых, тралово-акустических съёмки).

Применение модели позволяет получить в ретроспективе следующие оценки:

1. Коэффициенты общей и промысловой смертности по возрастным группам;
2. Коэффициенты селективности по возрастам;
3. Численность поколений;
4. Величины общего и нерестового запаса для каждого года промысла;
5. Коэффициенты улавливаемости;
6. Параметры связи «запас — пополнение»;
7. Параметры уравнения Берталанффи «масса — возраст», логистической кривой созревания;
8. Некоторые целевые и граничные ориентиры по биомассе и промысловой смертности;
9. Мгновенные коэффициенты естественной смертности.

В основе когортной модели лежит уравнение улова Ф.И. Баранова [1918]:

$$C_{i,j} = F_{i,j} N_{i,j} (F_{i,j} + M_j)^{-1} \times [1 - \exp(- (F_{i,j} + M_j))], \quad (1)$$

здесь i — год промысла; j — возраст особей; $C_{i,j}$ — улов особей j -ой возрастной группы в i -ый год; $F_{i,j}$ — коэффициент (мгновенный) промысловой смертности особей j -ой возрастной группы в i -ый год; M_j — коэффициент (мгновенный) естественной смертности особей j -ой возрастной группы; $N_{i,j}$ — численность особей j -ой возрастной группы в i -ый год, подчиняющаяся уравнению:

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \exp(- (F_{i,j} + M_j)). \quad (2)$$

Если промысел имеет ярко выраженную сезонность, в этом случае уравнения (1, 2) преобразуются к следующему виду:

$$C_{i,j} = F_{i,j} N_{i,j} \exp(-\alpha M_j) (F_{i,j} + M_j)^{-1} \times [1 - \exp(-\delta (F_{i,j} + M_j))], \quad (3)$$

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \exp(-\delta F_{i,j} - M_j). \quad (4)$$

α — промежуток времени от начала года до даты начала промысла (в долях года); δ — продолжительность промысла (в долях года).

В модели приняты следующие важные допущения:

1. *Сепарабельное представление промысловой смертности.* Коэффициент (мгновенный) промысловой смертности $F_{i,j}$ особей j -ой возрастной группы в i -ый год промысла равен произведению зависящей от возраста селективности s_j , $0 < s_j \leq 1$, и зависящего от года промысла коэффициента промысловой смертности селективно полностью изымаемой возрастной группы f_i [Doubleday, 1976; Pore, Shepherd, 1982], т.е.:

$$F_{i,j} = s_j f_i.$$

Наблюденные данные по вылову $\hat{C}_{i,j}$ отличаются от модельных из уравнения (3) на случайную величину, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием [Doubleday, 1976]:

$$\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}) = e_{i,j}^C, e^C \sim N(0, \sigma_C).$$

2. Наблюденные данные по промысловому усилию \hat{E}_i отличаются от модельных $E_i = q^{-1} f_i$ ($q, 0 < q \leq 1$ — коэффициент улавливаемости) на случайную ошибку, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i) = e_i^E, e^E \sim N(0, \sigma_E).$$

3. Связь «запас — пополнение» рассматривается как один из возможных источников дополнительной информации. Предполагается, что неопределённость в зависимость численности пополнения от величины родительского стада вносится логнормальным шумом [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(N_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i-a})) = e_i^R, e^R \sim N(0, \sigma_R).$$

где a — возраст рекрутов; $N_{i,a}$ — численность пополнения; SSB_{i-a} — биомасса родителей; $F(x) = ax \exp(-bx)$ в случае зависимости Рикера [1979] или $F(x) = ax(1+bx)^{-1}$ — Бивертон и Холта [1969].

4. Источником дополнительной информации, как правило, служат различные индексы численности, например, данные траловых, акустических, икорных съёмок или данные по уловам на усилии. Предполагается, что наблюдаемые данные по l -му индексу запаса \hat{I}^l отличаются от модельных:

$$I_i^l = q_l \sum_j \rho_{l,j} N_{i,j} \quad (5)$$

на случайную величину, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(\hat{I}_i^l) - \ln(I_i^l) = e_{i,l}^{\text{ll}}, e^{\text{ll}} \sim N(0, \sigma_{\text{ll}}).$$

В соотношении (5) между l -м индексом I_i^l запаса и численностью $N_{i,j}$ поколений q_l , $0 \leq q_l \leq 1$ — калибровочный коэффициент; $\rho_{l,j}$ — возрастные коэффициенты, зависящие от наблюдаемых данных:

$\rho_{l,j} = 1$, если \hat{I}^l — индекс общей численности;

$\rho_{l,j} = \rho_j$, где ρ_j — доля половозрелых особей в возрасте j , если \hat{I}^l — индекс численности половозрелой части запаса;

$\rho_{l,j} = w_j$, где w_j — масса особей в возрасте j , если \hat{I}^l — индекс общей биомассы;

$\rho_{l,j} = w_j \rho_j$, если \hat{I}^l — индекс биомассы половозрелой части запаса.

Калибровочный коэффициент q_l равен 1, если индекс \hat{I}^l представляет собой оценку всего запаса. В этом случае для уменьшения числа оцениваемых параметров калибровочный коэффициент фиксируется $q_l = 1$.

Оценка коэффициентов уравнения Берталанффи и логистической кривой созревания производится отдельно, непосредственно перед оценкой остальных параметров модели. Предполагается, что:

1. Наблюдённые данные по массе $\hat{w}_{i,j}$ отличаются от модельных из уравнения Берталанффи (изометрический рост):

$$w_j = w_\infty (1 - \exp(-k(j - t_0)))^3$$

на случайную величину, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(\hat{w}_{i,j}) - \ln(w_j) = e_{i,j}^{\text{w}}, e^{\text{w}} \sim N(0, \sigma_{\text{w}}).$$

Асимптотическая масса w_∞ , коэффициент роста k , условный нулевой возраст особей t_0 определяются из условия минимума суммы квадратов остающихся ошибок:

$$\Sigma(\ln(\hat{w}_{i,j}) - \ln(w_j))^2 \rightarrow \min.$$

2. Наблюдённые данные по доле зрелых особей $\rho'_{i,j}$ отличаются от модельных из уравнения:

$$\rho_j = (1 + \exp(-\alpha\rho(j - j_{50\%})))^{-1}$$

на случайную величину, имеющую логнормальное распределение с нулевым математическим ожиданием:

$$\ln(\rho'_{i,j}) - \ln(\rho_j) = e_{i,j}^{\rho}, e^{\rho} \sim N(0, \sigma_{\rho}).$$

Коэффициент роста $\alpha\rho$, возраст массового (50%-го) полового созревания особей $j_{50\%}$ определяются из условия минимума суммы квадратов остающихся ошибок:

$$\Sigma(\ln(\rho'_{i,j}) - \ln(\rho_j))^2 \rightarrow \min.$$

Изменение селективности со временем учитывается посредством разбиения моделируемого отрезка времени на несколько интервалов, соответствующих различным группам («блокам») селективности. Максимальное число групп селективности — 5. Для каждого интервала селективности можно задать вид кривой селективности:

$s_j = (1 + \exp(-a_s(j - b_s)))^{-1}$ (логистический),

$s_j = \exp(\alpha_s \beta_s (\gamma_s - j)) [1 - \beta_s (1 - \exp(\alpha_s (\gamma_s - j)))]$ (экспоненциально-логистический)

и оценить параметры этих кривых (a_s , b_s и α_s , β_s , γ_s соответственно) или коэффициенты селективности для каждой возрастной группы, предварительно определив интервал возрастов полной селективности ($s_j = 1$).

В модели предусмотрена возможность оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности. При этом необходимо задать вид их зависимости от возраста:

1. $M_j = \text{Const}$;

2. $M_j = a_1(j - t_0)^{-1} + a_2(t_{\text{max}} - j)^{-1}$, где t_0 — возраст нулевого размера из уравнения Берталанффи; t_{max} — оцениваемый предельный возраст; a_1 , a_2 — оцениваемые коэффициенты;

3. $M_j = a_1 w_j a_2^2$, где a_1, a_2 — оцениваемые параметры [Lorenzen, 1996];

4. $M_j = M_0 + a_1(j - j_{50\%})^2$, если $j \leq j_{50\%}$;
 $M_0 + a_2(j - j_{50\%})^2$, если $j > j_{50\%}$,

где $j_{50\%}$ — возраст массового полового созревания; а M_0 — мгновенный коэффициент естественной смертности (МКЕС) в возрасте массового полового созревания и a_1, a_2 — оцениваемые параметры.

Однако к этим оценкам МКЕС следует относиться с осторожностью.

Неизвестные параметры оцениваются из условия минимума целевой функции, в соответствии с допущениями относительно распределений ошибок.

В общем случае целевая функция имеет вид:

$$Z = Z_C + \lambda_E Z_E + \lambda_R Z_R + \sum_l \lambda_{II} Z_{II},$$

где:

$$Z_C = \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2;$$

$$Z_E = \sum_i (\ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i))^2;$$

$$Z_R = \sum_i (\ln(\hat{N}_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i,a})))^2;$$

$$Z_{II} = \sum_i (\ln(\hat{I}_i^l) - \ln(I_i^l))^2$$
 — компоненты

целевой функции, отвечающие различным источникам дополнительной информации: данным о промысловых усилиях, зависимости «запас — пополнение» и индексам запаса соответственно. Весовые коэффициенты $\lambda_E, \lambda_R, \lambda_{II}$ определяют степень доверия имеющимся данным.

Каждому индексу отвечает компонента целевой функции — сумма квадратов отклонений логарифмов наблюдаемых значений индекса от теоретических:

$$Z_C = \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2$$

или (для индекса с возрастной структурой) более робастная «усечённая» сумма квадратов отклонений логарифмов наблюдаемых значений индекса от модельных:

$$Z_C = \sum_{i,j} (\ln(\hat{C}_{i,a}) - \ln(C_{i,a}))^2.$$

В проранжированном ряду отклонений логарифмов наблюдаемых значений индекса от модельных удаляется $\alpha\%$ (процент усечения) наименьших значений и $\alpha\%$ наибольших значений, после чего рассчитывается сумма квадратов для оставшихся значений.

Минимум целевой функции ищется по алгоритму Левенберга-Марквард-

та [Marquardt, 1963]. Направление поиска $\delta \vec{\theta}_k : \vec{\theta}_{k+1} = \vec{\theta}_k + \omega \delta \vec{\theta}_k$ определяется из системы уравнений:

$$\begin{aligned} (H(\vec{\theta}_k) + \lambda_k \text{diag}(H_{11}, H_{22}, \dots, H_{nn})) \delta \vec{\theta}_k &= \\ &= -\nabla Z(\vec{\theta}_k), \end{aligned}$$

где H — матрица Гессе, а множитель λ_{k+1} определяется из условия:

$$\lambda_{k+1} = \underset{\lambda \in [0, \Lambda], \lambda = 2^{-r}}{\text{Arg min}} Z(\vec{\theta}_k + \omega \delta \vec{\theta}_k),$$

где ω — коэффициент релаксации.

Поиск начального приближения для вектора оцениваемых параметров осуществляется с помощью упрощённого генетического алгоритма [Holland, 1975].

Для нахождения статистических характеристик оцениваемых величин, а также как инструмент диагностики результатов в модели используется процедура условного непараметрического бутстрепа. Для всех наблюдаемых значений уловов по возрастным группам по формуле (3) отыскиваются соответствующие модельные значения. После того как вычислены отклонения:

$$e_{i,j}^C = \ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}),$$

$$e_i^E = \ln(\hat{E}_i) + \ln(q) - \ln(f_i),$$

$$e_i^{II} = \ln(\hat{I}_i^l) - \ln(I_i^l),$$

бутстреп-выборка формируется следующим образом. Выбирается достаточно большое число реализаций N . На k -ой реализации путём суммирования модельных значений и случайным образом отобранных остатков $e_{ik}^C, e_{ik}^E, e_{ik}^{II}$ создается набор данных:

$$\hat{C}_{i,j}^* = \exp(e_{ik,j}^C + \ln(C_{i,j})) = C_{i,j} \exp(e_{ik,j}^C),$$

$$\hat{E}_i^* = \exp(e_{ik}^E + \ln(E_i)) = q \cdot f_i \exp(e_{ik}^E),$$

$$\hat{I}_i^{l*} = \exp(e_{ik}^{II} + \ln(I_i^l)) = I_i^l \exp(e_{ik}^{II}).$$

С полученным набором данных производится «прогон» модели и находится k -ая оценка вектора искомых параметров. После получения N промежуточных оценок осуществляется их статистическая обработка: находятся среднее, дисперсия и процентиля их бутстреп-распределений.

Далее изложим схему, по которой на основании результатов когортных моделей с се-

парабельным представлением промысловой смертности (в том числе и модели «Синтез»), средствами статистического моделирования устанавливаются точечные и интервальные оценки величины ОДУ с заблаговременностью 2 года (при условии, что в первый прогнозный год значение ОДУ задано) в соответствии с предосторожным подходом к управлению промыслом [Бабаян, 2000]. В КамчатНИРО эта схема реализована в виде компьютерной программы.

Входные данные для расчётов:

1. Масса особей по возрастам;
2. Доля половозрелых особей по возрастным группам;
3. Мгновенные коэффициенты естественной смертности по возрастам;
4. Численность особей по возрастным группам $N_{0,j}$ на начало терминального (предпрогнозного) года;
5. Стандартная ошибка натурального логарифма численности особей по возрастным группам на начало терминального года σ_j^{N0} ;
6. Коэффициенты селективности по возрастам s_j в терминальный год;
7. Стандартная ошибка натурального логарифма коэффициентов селективности σ_j^S ;
8. Среднее или вычисленное по зависимости «запас — пополнение» значение пополнения $N_{i,a}$ в прогнозные годы;
9. Граничный и целевой ориентиры по биомассе;
10. Граничный и целевой ориентиры по промысловой смертности;
11. Общий вылов в терминальный год и ОДУ на первый прогнозный год.

Для нахождения статистических характеристик оцениваемых величин и анализа рисков перелома по росту и пополнению используется метод Монте-Карло [Metropolis, Ulam, 1949]. Схема расчётов следующая:

1. Задаётся достаточно большое число реализаций N . На k -ой реализации с помощью датчика случайных чисел, настроенного на нормальные законы распределения с нулевым математическим ожиданием и стандартными отклонениями σ_j^{N0} и σ_j^S , разыгрываются случайные ошибки e_{jk}^{N0} и e_{jk}^S соответственно. Неопределённость в значения численности на начало предпрогнозного года и коэффициен-

тов селективности вносится логнормальным шумом:

$$N_{0,j}^k = N_{0,j} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_j^{N0})^2 + e_{jk}^{N0});$$

$$e_j^{N0} \sim N(0, \sigma_j^{N0});$$

$$s_j^k = s_j \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_j^S)^2 + e_{jk}^S);$$

$$e_j^S \sim N(0, \sigma_j^S).$$

Из уравнения (3) по заданному значению ОДУ приближённо определяются значения коэффициента промысловой смертности f_0 в предпрогнозный год.

2. По формуле (4) рассчитываются значения численности $N_{1,j}$ на начало первого прогнозного года. Вносится неопределённость в значения численности пополнения:

$$N_{1,a}^k = N_{1,a} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_a^{N0})^2 + e_{ak}^{N0}).$$

Далее, из уравнения (3) по заданному значению ОДУ приближённо определяются значения коэффициента промысловой смертности f_1 в первый прогнозный год.

3. По формуле (4) рассчитываются значения численности $N_{2,j}$ на начало второго прогнозного года. Зашумляется пополнение:

$$N_{2,a}^k = N_{2,a} \exp(-\frac{1}{2}(\sigma_a^{N0})^2 + e_{ak}^{N0}).$$

Исходя из правила регулирования промысла (рис. 1), определяется рекомендуемое значение коэффициента промысловой смертности и по формуле (3) находится значение ОДУ на второй прогнозный год.

После получения N промежуточных оценок коэффициентов промысловой смертности, нерестовой биомассы и ОДУ осуществляется их статистическая обработка: находятся среднее, дисперсия и процентиля его распределения.

Анализ рисков сводится к следующему. Для каждого из равностоящих значений ОДУ из интервала возможного вылова находится вероятность того, что коэффициент промысловой смертности во втором прогнозном году не превысит граничного ориентира по промысловой смертности (перелом по росту), и вероятность того, что биомасса производителей к началу следующего года не опустится ниже граничного ориентира по биомассе (перелом по пополнению). Кроме того, оценивается риск того, что биомасса нерестового запаса в последующие 10 лет опустится ниже биологически безопасно-

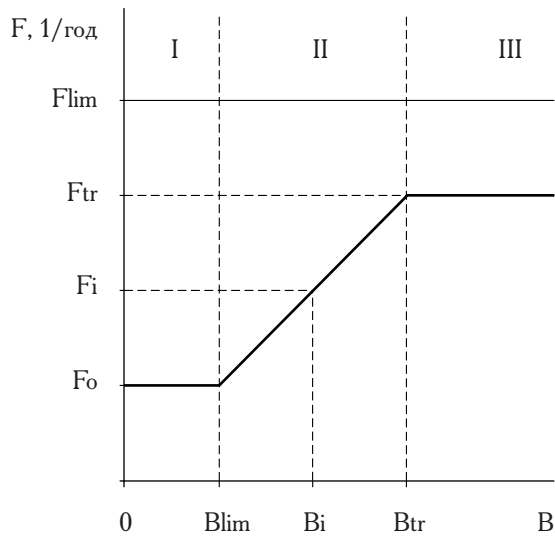


Рис. 1. Схема регулирования промысла [Бабаян, 2000]

го уровня при заданном (постоянном) уровне эксплуатации.

Рассмотрим применение изложенной схемы на примере запаса восточно-камчатского минтая.

Набор исходных данных для модели следующий:

суммарный вылов минтая в Петропавловско-Командорской подзоне и Северо-Курильской зоне в 1975–2007 гг. (рис. 2);

матрица вылова (млн экз.) восточно-камчатского минтая по возрастам (2–14 лет) и годам (1975–2007 гг.). Возрастной состав рассчитали по среднемуголетнему размерно-возрастному ключу, составленному по

отолитным определениям возраста в 1998–2007 гг.;

среднеголетняя масса рыб по возрастным группам (табл. 1). Фактические данные внутри модели аппроксимируются посредством зависимости Бергаланффи [von Bertalanffy, 1938];

среднеголетняя доля половозрелых рыб по возрастным группам, рассчитанная по результатам массовых промеров со вскрытием, выполненных в январе – марте (табл. 1). Фактические данные сглаживали посредством логистической функции;

среднеголетние мгновенные коэффициенты естественной смертности (M) по возрастам (см. табл. 1), рассчитанные по методу Гундерсона и Дигерта [Gunderson, Dygert, 1988]. В основу расчетов положены данные по ГСИ самок с гонадами IV стадии зрелости в 1996–2007 гг. Использовали показатели ГСИ, полученные по результатам взвешивания не фиксированных рыб и икринок в лаборатории.

По эмпирической зависимости Гундерсона и Дигерта определены среднеголетние оценки M по представленным в наибольшей степени возрастным группам — 5–14 лет, коэффициенты естественной смертности рыб в возрасте 2–4 лет восстановили по простой зависимости от длины:

$$M = L_r L^{-1} M_r \text{ [Lorenzen, 2000]},$$

где r — младший «реперный» возраст (5 лет), для которого известно значение МКЕС; L — длина рыб.

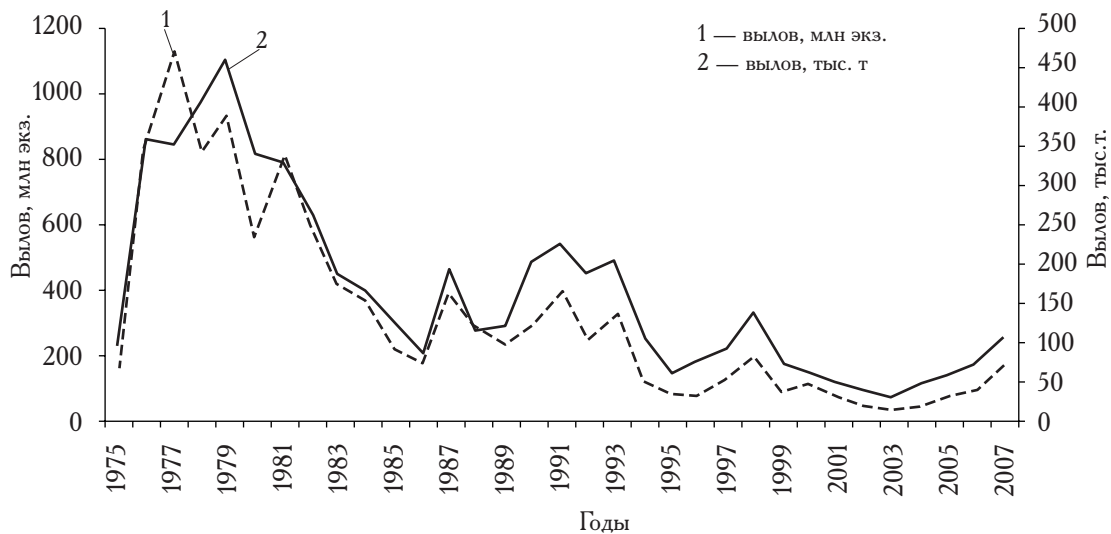


Рис. 2. Вылов восточно-камчатского минтая в 1975–2007 гг.

Таблица 1. Исходные данные для модельных расчётов

	Возраст, лет												
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
МКЕС	0,43	0,36	0,25	0,23	0,27	0,28	0,32	0,31	0,31	0,32	0,29	0,35	0,40
Масса	0,10	0,21	0,35	0,51	0,68	0,86	1,03	1,19	1,34	1,48	1,60	1,72	1,82
Доля зрелых	0,00	0,02	0,21	0,76	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

В качестве настроечных индексов для модели использовали оценки общего количества выметанной икры на полигоне у Восточной Камчатки в 2003–2007 гг., данные об уловах на единицу промыслового усилия крупнотоннажных судов типа БАТМ (БМРТ типа «Пулковский меридиан») и количестве промысловых усилий за 2001–2007 гг.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Возрастные коэффициенты селективности восточнокамчатского минтая оценивались для двух периодов: до 2001 г. включительно и после него, когда в соответствии с п. 17.3 «Правил рыболовства...» был введён запрет на использование при специализированном промысле минтая во всех районах его добычи разноглубинных тралов без селективной вставки с квадратным расположением ячеи, устанавливаемой между мотенной частью трала и траловым мешком (кутком). В связи с этим нововведением, изменились селективные свойства тралов, что привело к снижению в уловах доли минтая младших возрастных групп (рис. 3). Вид функций селективности был выбран экспоненциально-логистический:

$$s_a = \frac{\exp(\alpha\beta(a_0 - a))}{\left[1 - \beta(1 - \exp(\alpha(a_0 - a)))\right]},$$

где α, β, a_0 — коэффициенты модели.

Результаты расчётов в сравнении с данными наблюдений представлены на рис. 3–6. Очевидно, что результаты расчётов неплохо согласуются с наблюдениями.

Важными элементами диагностики результатов моделирования динамики запаса являются бутстреп-процедура и ретроспективный анализ. С помощью процедуры условного не-

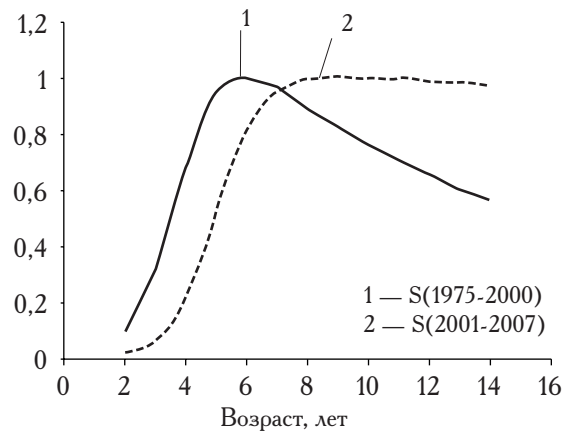


Рис. 3. Возрастные коэффициенты селективности

параметрического бутстрепа с зашумлением всех индексов оцениваются вероятностные характеристики полученных оценок — средние, среднеквадратические отклонения и доверительные интервалы. В рамках бутстрепа было произведено 1000 реализаций модели. Найденные методом процентилей интервальные оценки популяционных параметров (см. рис. 4–6) свидетельствуют об их сравнительно небольшом разбросе. Наибольший разброс оценок численности по возрастным группам приходится на терминальный — 2007 г. Результаты ретроспективного анализа (рис. 7) показывают, что результирующие оценки запаса и промысловой смертности чувствительны к индексам 2007 г. (икорная учётная съёмка показала бурный рост биомассы производителей).

Прогноз состояния запаса восточно-камчатского минтая на двухлетнюю перспективу выполнялся по методике среднесрочного прогнозирования в рамках предосторожного подхода к управлению промысловыми запасами рыб [Бабаян, 2000].

Необходимо сформулировать правило регулирования промысла (ПРП), которое будет

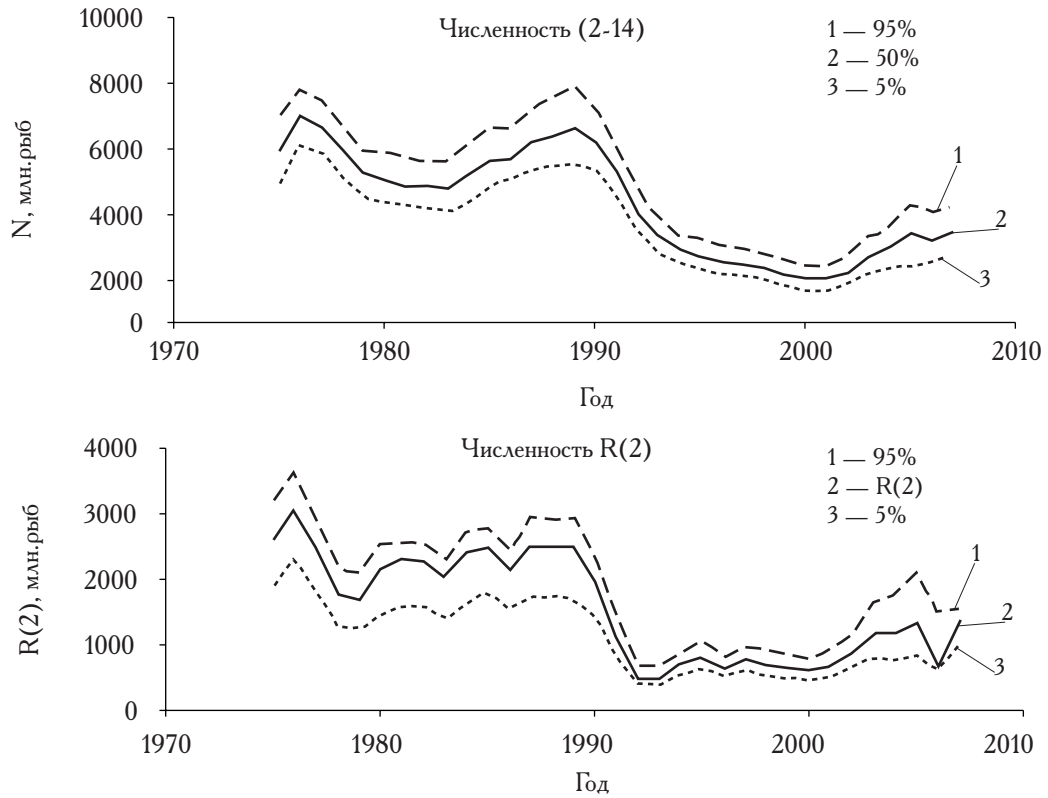


Рис. 4. Численность пополнения, общая численность запаса и процентиля бутстреп-распределения их оценок

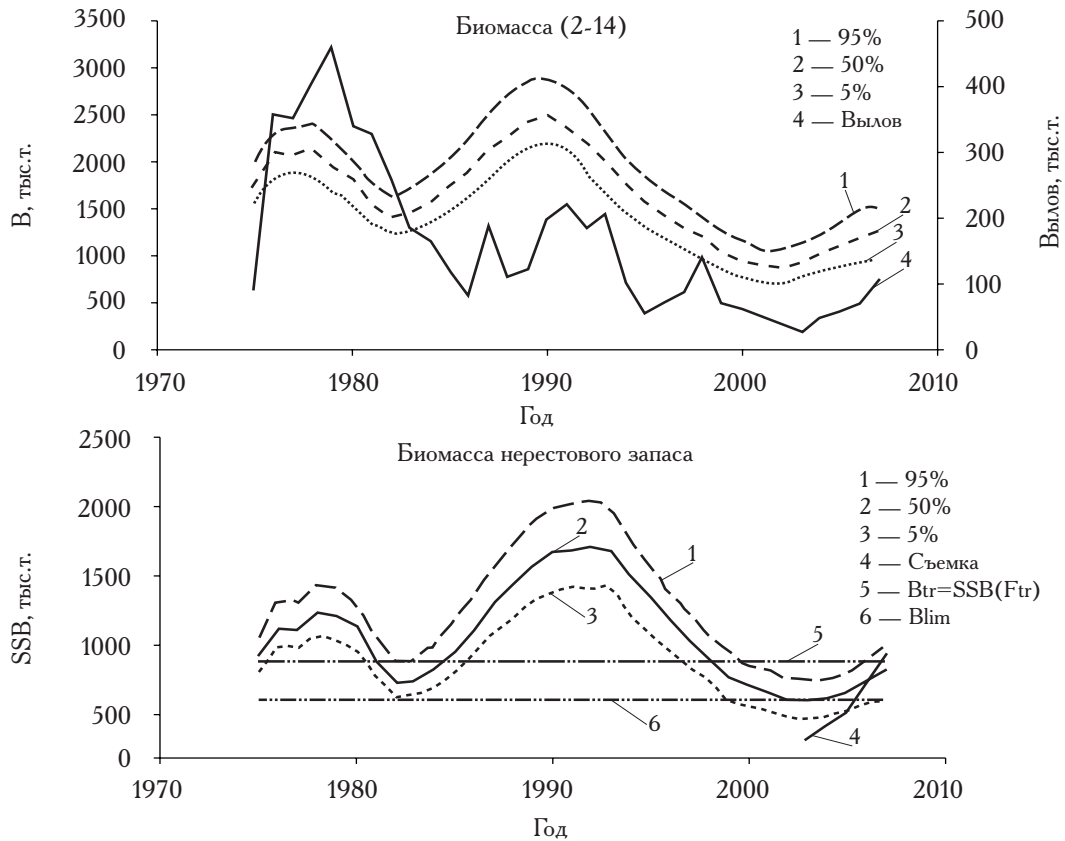


Рис. 5. Общий вылов, биомасса общего и нерестового запаса, процентиля бутстреп-распределения их оценок

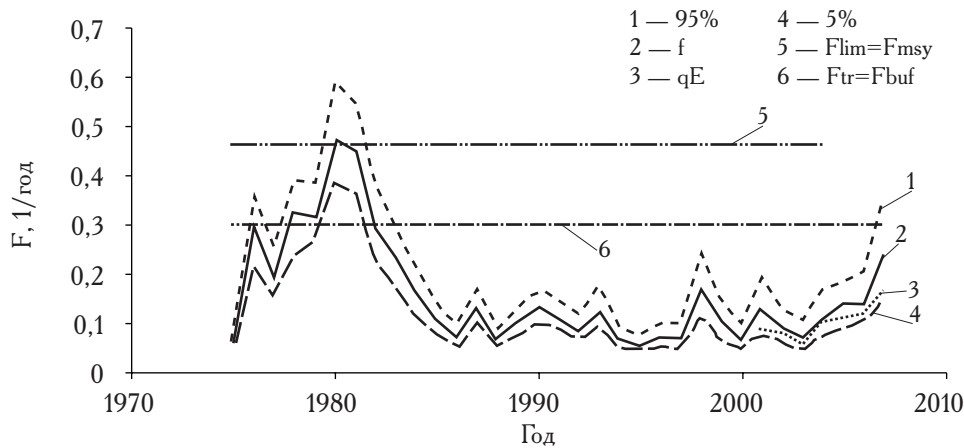


Рис. 6. Коэффициенты промысловой смертности и процентиля бутстреп-распределения их оценок

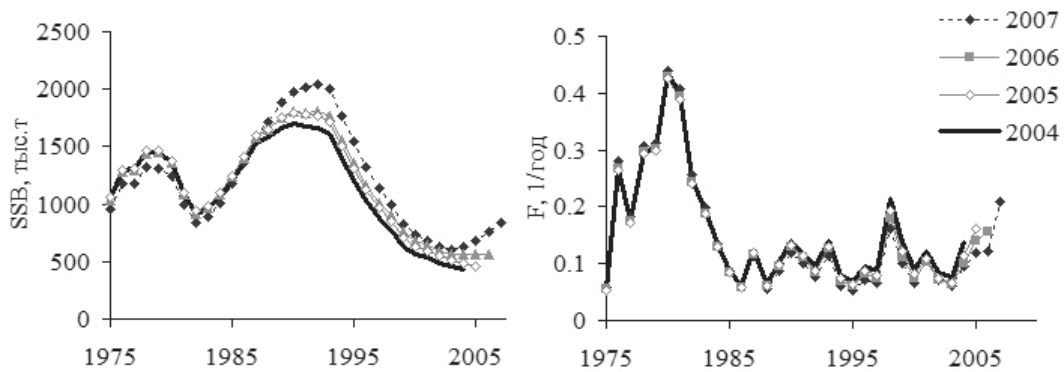


Рис. 7. Биомасса нерестового запаса и коэффициенты промысловой смертности. Результаты ретроспективного анализа

способствовать достижению долговременных целей промысла восточно-камчатского минтая — выводу запаса на уровень высокой продуктивности и последующей его эксплуатации на этом уровне.

Прежде всего, нужно установить биологические ориентиры, которые требуются для построения ПРП (см. рис. 1). Некоторые из ориентиров определяются внутри модели «Синтез» по кривым равновесного улова и равновесной биомассы (рис. 8). Их оценки, а также среднеквадратические отклонения логнормальных ошибок представлены в таблице 2.

В качестве граничного ориентира можно выбрать ориентир f_{MSY} [Бабаян, 2000], а в качестве целевого — нижнюю границу 90% доверительного интервала f_{MSY} , т.е. буферный ориентир $f_{tr} = f_{buf} = f_{MSY} \exp(-1,645\sigma) = 0,3 \text{ год}^{-1}$. Величину f_0 приняли равной нулю. Исходя из динамики биомассы нерестового запаса и общего вылова, в качестве граничного ориентира разумно принять наименьшее значение нерестовой биомассы за весь период промысла $B_{lim} = B_{loss} = 607,6 \text{ тыс. т}$. В качестве целевого ориентира по биомассе выбрали значение нерестовой биомассы, соответ-

Таблица 2. Оценки биологических ориентиров

Ориентир	f_{lim} [Caddy, 1998]	f_{med}	f_{max}	f_{MSY}	$f_{40\%}$	f_{01}	B_{loss}
Значение, год^{-1}	0,369	0,27	1,075	0,465	0,445	0,385	607,69
$\sigma(\ln(e))$	0,064	0,242	0,109	0,267	0,114	0,05	0,133

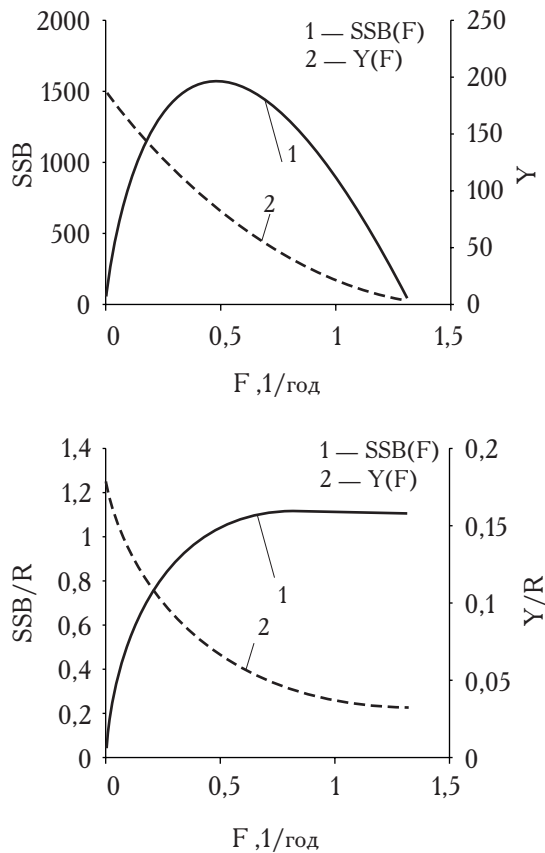


Рис. 8. Кривые равновесной биомассы и равновесного улова

ствующее значению f_{tr} на равновесной кривой $B_{tr} = 890$ тыс. т (рис. 8).

Для прогнозирования запаса на 1–2 года вперёд использовали те же соотношения (M, массу и долю половозрелых рыб по возрастам), что и при восстановлении динамики запаса в ретроспективе. Коэффициент промысловой смертности в 2008 г. ($f = 0,194 \text{ год}^{-1}$) соответствует уровню ОДУ на 2008 г., равному 118,6 тыс. т.

В качестве пополнения запаса восточно-камчатского минтая на прогнозный период

приняли численность 2-годовиков по зависимости Рикера «запас — пополнение» с параметрами $a = 4,24$; $b = 1,12 \cdot 10^{-3}$. Так, численность пополнения R (2) в 2008 г. составит 1,377 млрд экз., в 2009 г. — 1,393 млрд экз.

Численность по возрастным группам на начало 2008 и 2009 гг. теперь может быть подсчитана по формуле (2). На начало 2009 г. биомасса нерестового запаса, при условии равенства в 2008 г. общего вылова величине ОДУ, составит 840,6 тыс. т, что соответствует области восстановления запаса (режим II на рис. 1). Согласно правилу регулирования промысла, рекомендуемое значение промысловой смертности на 2009 г. составит $0,247 \text{ год}^{-1}$. Величина ОДУ на прогнозный 2009 г. находится по формуле (1).

В рамках статистического имитационного моделирования по 1000 реализациям метода Монте-Карло получены статистические характеристики прогнозных оценок биомассы нерестового запаса и рассчитанных в соответствии со схемой предосторожного подхода оценок промысловой смертности и ОДУ (табл. 3).

Так как ОДУ прогнозируется с заблаговременностью 2 года, то необходимо просчитать вероятность нежелательных последствий принятой стратегии управления запасом на 2 года вперёд, т.е. выполнить анализ рисков. Риски попадания запаса в опасную зону как функции величины годового вылова в прогнозные годы: $P(SSB_{2010} < B_{lim} | ODU_{2008}, ODU_{2009})$ и $P(F_{2009} > F_{lim} | ODU_{2008}, ODU_{2009})$ находили также в рамках статистического моделирования. Проведённый нами риск-анализ показал (рис. 9), что риски перелова по пополнению и перелова по росту при рекомендованной величине ОДУ восточно-камчатского минтая 137,5 тыс. т не превышают рекомендованного уровня $\alpha = 0,1–0,2$ [Бабаян, 2000].

Таблица 3. Прогноз состояния запаса и ОДУ в 2009 г.

	Оценка	Среднее	Ср. кв. откл.	5%	10%	15%	50%	85%	90%	95%
SSB, тыс. т	840,6	840,1	107,6	680,0	710,0	732,5	832,4	952,8	978,4	1027,0
f , год^{-1}	0,194	0,198	0,025	0,159	0,167	0,173	0,196	0,223	0,228	0,238
ОДУ, тыс. т	148,6	137,5	57,1	40,3	58,2	71,7	140,8	199,2	204,8	214,9

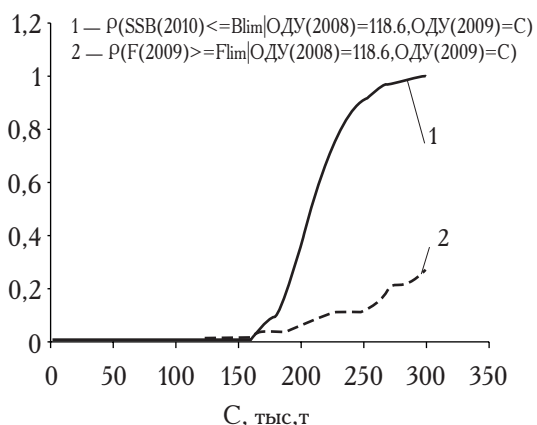


Рис. 9. Анализ рисков наступления неблагоприятных последствий для запаса восточно-камчатского минтая

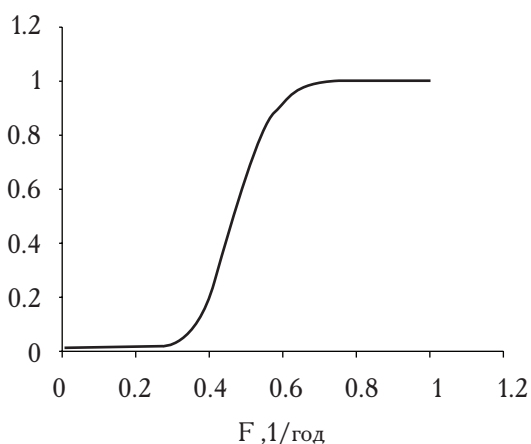


Рис. 10. Вероятность падения нерестовой биомассы ниже граничного ориентира

Важным этапом тестирования стратегии управления является оценка вероятности того, что в долгосрочной перспективе (10 лет вперёд) биомасса нерестового запаса восточно-камчатского минтая не опустится ниже граничного ориентира по биомассе B_{lim} при заданном постоянном темпе эксплуатации (рис. 10). При интенсивности промысла в течение 10 лет на уровне f_{tr} риск перелова по пополнению не превышает рекомендованного уровня $\alpha = 0,1-0,2$.

Ещё одним аргументом в пользу избранной стратегии промысла могут служить результаты моделирования динамики запаса на длительный период времени (10 лет) при рекомендуемой согласно правилу регулирования промысла интенсивности изъятия.

Как видно из рис. 11, при соблюдении правила регулирования промысла запас восточ-

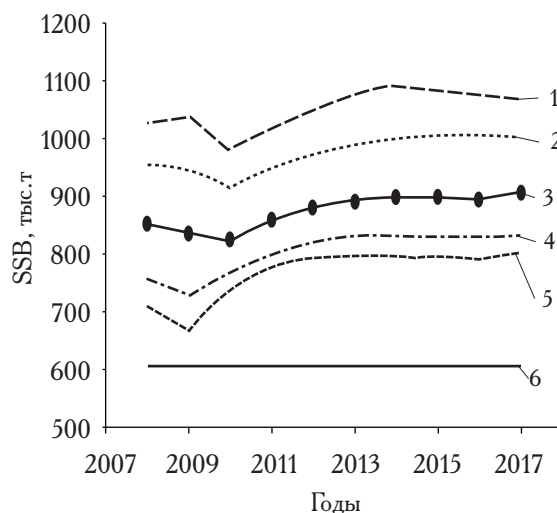


Рис. 11. Смоделированная динамика биомассы нерестового запаса восточно-камчатского минтая при рекомендуемой согласно правилу регулирования промысла интенсивности изъятия: 1 — 5%; 2 — 15%; 3 — 50%; 4 — 85%; 5 — 95%; 6 — B_{lim}

но-камчатского минтая с 95% вероятностью не выйдет за биологически безопасные границы и будет быстро восстанавливаться до уровня высокой продуктивности.

На основании результатов имитационного моделирования заключаем, что подобную стратегию управления можно принять. Окончательный вид правила регулирования промысла с указанной траекторией запаса, включающей период времени с 2000 по 2007 гг. и ближайшую перспективу (5 лет), представлен на рис. 12.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

На основе статистической когортной модели «Синтез» восстановлена ретроспективная динамика запаса восточно-камчатского минтая. Представленные в работе модельные оценки популяционных параметров согласуются с данными учётных икорных съёмки и имеют сравнительно небольшой разброс.

Сформулировано правило регулирования промысла восточно-камчатского минтая, обеспечивающее восстановление его запасов до уровня высокой продуктивности, соответствующего долговременной цели эксплуатации, и последующее поддержание их на этом уровне.

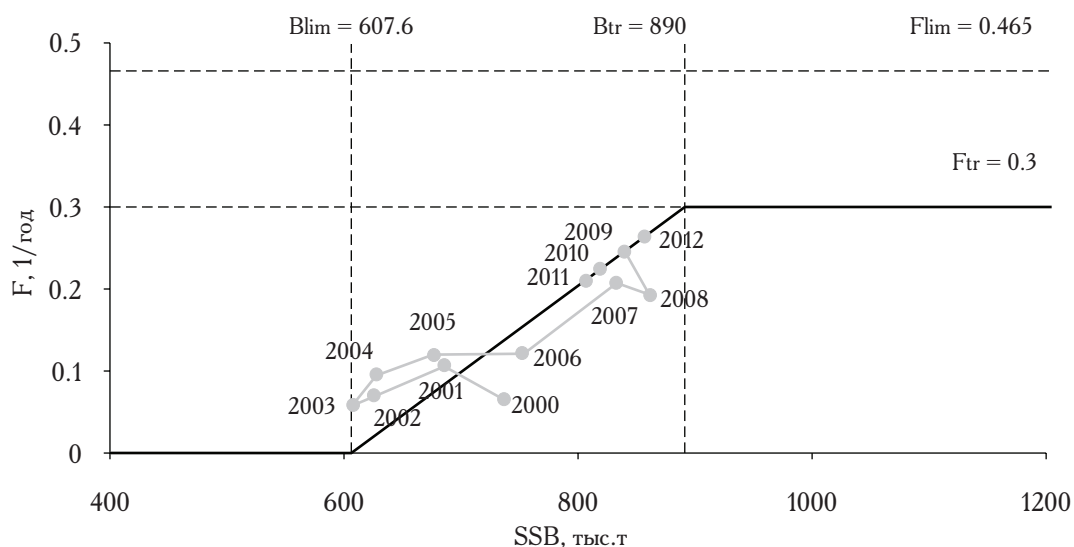


Рис. 12. Реализация правила регулирования промысла

Результаты диагностики правила регулирования промысла и принятой на его основе величины ОДУ восточно-камчатского минтая подтверждают незначительную вероятность наступления негативных последствий для запаса и последовательное его восстановление до целевого уровня высокой продуктивности.

Схема оценки запасов и прогноза ОДУ на основе предосторожного подхода к управлению промыслом, описанная в настоящей работе на примере восточно-камчатского минтая, используется и на других объектах промысла с достаточно высоким уровнем информационного обеспечения.

ЛИТЕРАТУРА

- Бабаян В. К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). Анализ и рекомендации по применению. М.: Изд-во ВНИРО. 190 с.
- Баранов Ф. И. 1918. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства // Изв. отдела рыбоводства и научн. — промысл. исслед. Т. 1. Вып. 1. С. 84–128.
- Бивертон Р., Холт С. 1969. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищевая промышленность. 248 с.
- Рикер У. Е. 1979. Методы оценки и интерпретация биологических показателей популяций рыб. М.: Пищевая промышленность. 408 с.
- Bertalanffy L. von. 1938. A Quantitative Theory Of Organic Growth // Human Biology. V. 10. № 1. P. 181–213.
- Caddy J. 1998. A Short Review of Precautionary Reference Points and Some Proposals for Their Use in Data-Poor Situations // FAO Fisheries Technical Paper. № 379. Rome: FAO. 30 p.
- Deriso R. B., P. R. Neal, and T. J. Quinn II. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 42. P. 815–824.
- Deriso R. B., Neal P. R., Quinn T. J. II. 1989. Further Aspects of Catch-Age Analysis with Auxiliary Information // R. J. Beamish and G. A. McFarlane [ed.]: Effects of Ocean Variability on Recruitment and an Evaluation of Parameters Used in Stock Assessment Models. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. № 108. P. 127–135.
- Doubleday W. G. 1976. A Least Squares Approach to Analyzing Catch at Age Data // ICNAF, Res. Bull. № 12. P. 69–81.
- Fournier D., Archibald C. P. 1982. A General Theory for Analyzing Catch-at-Age Data // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 39. P. 1195–1207.
- Francis R. I., Shotton R. 1997. «Risk» in Fisheries Management: A Review // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 54. P. 1699–1715.
- Gulland J. A. 1965. Estimation of Mortality Rates. Annex to Report Arctic Fishery Working Group // ICES, C.M. 3. 9 p.
- Gunderson D. R., Dygert P. H. 1988. Reproductive Effort as a Predictor of Natural Mortality Rate // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. V. 44. P. 200–209.
- Hilborn R., Walters C. J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics & Uncertainty. New York: Chapman and Hall. 570 p.

- Holland J.H.* 1975. Adaptation in Natural and Artificial Systems. Ann Arbor: University of Michigan Press. 183 p.
- Lorenzen K.* 2000. Allometry of Natural Mortality as a Basis for Assessing Optimal Release Size in Fish Stocking Programmes // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 57. P. 2374–2381.
- Metropolis N., Ulam S.* 1949. The Monte-Carlo Method // J. Amer. Stat. Assos. 44, № 247. P. 335–341
- Marquardt D.* 1963. An Algorithm for Least-Squares Estimation of Nonlinear Parameters // SIAM J. Appl. Math. Vol. 11. P. 431–441.
- Pope J. G., Shepherd J. G.* 1982. A Simple Method for Consistent Interpretation of Catch-at-Age Data // J. Cons. Cons. Int. Explor. Mer. № 40. P. 176–184.
- Pope J. G., Shepherd J. G.* 1985. A Comparison of the Performance of Various Methods for Tuning VPA's Using Effort Data // Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. № 42. P. 129–151.
- Richard D. Methot.* 1989. Synthetic Estimates of Historical Abundance and Mortality for Northern Anchovy // American Fisheries Society Symposium. № 6. P. 66–82.
- Richard D. Methot.* 1990. Synthesis Model: an Adaptable Framework for Analysis of Diverse Stock Assessment Data. International North Pacific Fisheries commission. Vancouver, Canada. Bul. N 50.
- Sissenwine M. P., Shepherd J. G.* 1987. An Alternative Perspective on Recruitment Overfishing and Biological Reference Points // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 44. P. 913–918.
- Thompson W. F., Bell F. H.* 1934. Biological Statistics of the Pacific Halibut Fishery. Effect of Changes in Intensity upon Total Yield and Yield per Unit of Gear // Rep. Int. Fish. (Pacific Halibut) Comm. P. 8–49.

East-Kamchatka Walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) Stock and TAC Assessment Based on the Precautionary Approach

O. I. Ilin, N. P. Sergeeva, A. I. Varkentin

Kamchatka Research Institute of Fisheries and Oceanography (Petropavlovsk-Kamchatsky)
e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru

A scheme of the East Kamchatka walleye pollock stock and TAC assessment based on the precautionary approach is presented.

Keywords: stock assessment, precautionary approach, east kamchatka walleye pollock.